

# SCOR Papers

**Manuel Plisson**

Chaire Risques et chances  
de la transition démographique  
Université Paris Dauphine LEDa  
LEGOS

Lauréat du Prix de l'actuariat 2010  
du Jeune docteur

L'auteur remercie Roméo Fontaine  
et Bernard Ennuyer pour leurs  
remarques.

Un texte paraissant dans SCOR Papers n'engage que son/ses auteur(s). En publiant un article dans SCOR Papers, SCOR ne prend pas position au sujet des opinions exprimées par son auteur et dégage toute responsabilité pour les informations inexactes, erreurs de droit et opinions émises dans SCOR Papers par l'/les auteur(s).

## Pourquoi les Français ne souscrivent pas davantage de contrats d'assurance dépendance ?

### Résumé

Seulement 8 % des plus de 40 ans sont titulaires d'une assurance dépendance en France. Au regard du risque financier engendré par la situation de dépendance des personnes âgées, ce taux d'équipement semble très faible. En outre, les mécanismes publics ne couvrent pas tous les besoins. Cet article vise à expliquer cet état de fait à l'aide de données d'entreprises, inédites en France. Il étudie les déterminants de la demande d'assurance afin d'apporter une réponse à ce paradoxe.

Cet article est organisé de la manière suivante :

Une première section présente les caractéristiques du risque dépendance ainsi qu'une estimation du coût de prise en charge. Elle montre qu'en dépit de l'ampleur de ce risque financier, le marché peine à se développer.

Une seconde section présente certaines explications recensées par la littérature. Une troisième section étudie les déterminants de la demande d'assurance dépendance en France à l'aide de données originales.

Ces résultats sont issus d'une thèse de doctorat intitulée « Assurabilité et développement de l'assurance dépendance » soutenue à l'Université Paris Dauphine, pour laquelle l'auteur a obtenu le prix de l'actuariat 2010 du Jeune docteur décerné par SCOR en partenariat avec l'Institut des actuaires.

Elle est disponible à l'adresse suivante <http://www.dauphine.fr/index.php?id=7648&taille=3>

# 1. Le risque financier de la dépendance

Cette section vise à apporter des éléments de chiffrage sur le risque financier de la dépendance. Elle permet de mieux comprendre dans quelle mesure on peut parler d'une « énigme de l'assurance dépendance » (Kessler, 2008). La dépendance n'est bien évidemment pas qu'un phénomène économique. De nombreux médecins, démographes et sociologues<sup>1</sup> s'y sont intéressés. Cependant, nous privilégions ici une approche économique et assurantielle de la dépendance dans le sens où nous l'envisageons essentiellement comme un risque financier.

La section 1.1 précise le concept de dépendance dans son acception française. La section 1.2 dresse les contours de la population dépendante en France. La section 1.3 indique en quoi la dépendance est bien un risque et non une période de la vie. La section 1.4 apporte des éléments de chiffrage sur le coût de la prise en charge, qu'elle soit à domicile ou en institutions ainsi que sur le coût macroéconomique qu'elle représente. Elle montre que les aides publiques ne couvrent que partiellement ce coût, laissant aux individus un reste à charge non couvert. La section 1.5 montre dans quelle mesure l'aide informelle (apportée par les enfants) permet de limiter ce coût financier de la dépendance. Cependant, même si la question de la raréfaction de l'aide informelle fait débat, elle ne suffit pas à compenser le besoin d'aide professionnelle. Quelques exemples permettent d'illustrer qu'en dépit des aides publiques et de l'aide informelle, le risque financier que représente le reste à charge est conséquent, surtout si on le rapporte aux revenus des retraités. La section 1.6 montre qu'en dépit de ce risque financier de la dépendance, le marché de l'assurance peine à se développer.

<sup>1</sup>A. Gramain, F. Weber et S. Gojard, Chargé de famille, Dépendance et parenté dans la France contemporaine, La Découverte, 2003.

## 1.1 La dépendance : de quoi parle-t-on ?

Le concept de dépendance utilisé en France n'est pas équivalent au concept de Long Term Care tel qu'il est employé dans les pays anglophones. La dépendance peut se définir comme la nécessité pour une personne âgée de recourir à un tiers pour accomplir les actes simples de la vie quotidienne (Duée et Rebillard, 2004). Alors que le concept de Long Term Care fait référence au type de soins requis (les soins de longue durée) et non à un état de santé ou de handicap. Autre spécificité française, le concept de dépendance est directement lié à l'âge, puisqu'il ne s'applique qu'aux personnes de plus de 60 ans. Les personnes de moins de 60 ans, présentant les mêmes caractéristiques, sont considérées par les institutions publiques françaises comme des personnes handicapées et non comme des personnes dépendantes. Alors que le concept de Long Term Care n'est pas propre à une classe d'âge et s'applique à toute personne qui requiert des soins de long terme.

C'est pourquoi, même si ces deux concepts sont proches, ils ne se recouvrent pas totalement ce qui rend difficile les comparaisons internationales. Autre conséquence de cette distinction française entre la dépendance et le handicap, les prestations publiques versées aux personnes handicapées sont, à handicap égal, beaucoup plus généreuses que les prestations publiques versées aux personnes dépendantes.

## 1.2 La dépendance : combien de personnes concernées ?

Les difficultés rencontrées dans la définition de la dépendance se retrouvent dans les classifications permettant de mesurer la population dépendante.

### 1.2.1 Comment mesurer la dépendance en France ?

La principale grille de mesure de la dépendance en France est la grille AGGIR (Autonomie Gérontologie Groupes Iso-Ressources). La grille AGGIR détermine des groupes iso-ressources à l'aide de 15

critères d'éligibilité. Le GIR 1 est le plus fort niveau de dépendance et le 6 le plus faible. Lorsqu'on parle de la population dépendante, on fait habituellement référence aux GIR 1 à 4. Ces groupes GIR définissent donc des groupes de personnes qui demandent a priori un même niveau de dépendance, même si les types de dépendance au sein d'un même GIR peuvent être très différents<sup>2</sup>. Cette grille est utilisée par les pouvoirs publics afin d'attribuer l'APA (Allocation Personnalisée d'Autonomie) mais également par de nombreux assureurs privés. Certains assureurs utilisent également l'approche AVQ (Activités de la Vie Quotidienne)<sup>3</sup> qui ne se base pas sur des groupes nécessitant un même besoin d'aide mais sur la capacité à réaliser des actes de la vie quotidienne.

### 1.2.2 La population dépendante en France

Une première manière pour comptabiliser la population dépendante consiste à recourir à des enquêtes nationales. La dernière enquête de ce type, l'enquête Handicap Santé Ménage réalisée en 2008, évalue le nombre d'individus dépendants à domicile à 706 000 individus (Dos Santos et Makdessi, 2010). Cette enquête ne recourt pas à une classification en GIR mais à 3 états : en perte d'autonomie, dépendant et fortement dépendant<sup>4</sup>. Cependant, les résultats de l'enquête Handicap Santé Institutions qui

<sup>2</sup> Un même GIR peut regrouper des personnes en situation de dépendance physique ou en situation de dépendance psychologique. Un même GIR peut donc recouvrir des situations hétérogènes.

<sup>3</sup> Les AVQ définissent un degré de dépendance à partir de 7 actes de base de la vie quotidienne :

- la mobilité au lit, le transfert du lit au fauteuil
- le déplacement dans la chambre, le couloir, l'unité ou l'étage, hors de l'unité
- l'habillement,
- l'alimentation,
- l'utilisation des WC
- l'hygiène personnelle
- le bain, la douche

<sup>4</sup> Les personnes en situation d'« autonomie modérée » présentent des difficultés motrices (marcher, porter des charges ou se baisser/s'agenouiller), cognitives (problèmes de mémoire, liés aux nouveaux apprentissages et de comportement), ainsi que des difficultés pour réaliser certaines tâches de la vie courante (courses, ménage, démarches administratives). En revanche, elles ne rencontrent quasiment aucune restriction absolue dans les activités essentielles du quotidien.

Les personnes considérées comme « dépendantes » présentent les mêmes limitations que les personnes « modérément autonomes », mais avec une fréquence nettement plus élevée. Elles déclarent aussi des problèmes d'incontinence et rencontrent quelques difficultés sur des activités essentielles de la vie courante, comme se laver ou s'habiller.

Enfin, les personnes considérées comme « fortement dépendantes » présentent des difficultés majeures dans tous les domaines : limitations physiques et cognitives, difficultés fréquentes à réaliser des actes de la vie courante.

Tableau 1

	Losing autonomy	Dependent	Highly dependent
20-39	0	0	82,100 (0.5%)
40-59	980,000 (5.8%)	156,000 (0.9%)	24,000 (0.1%)
60-79	1,400,000 (13.7%)	273,000 (2.7%)	61,000 (0.6%)
80 + *	661,000 (25%)	277,000 (11.2%)	62,000 (2.5%)
Total*	3,041,000	706,000	229,100

Source: Dos Santos & Makdessi (2010), HSM survey

évalue le nombre d'individus dépendants en institutions<sup>5</sup> n'ont à ce jour pas été publiés. Par ailleurs, l'enquête EHPA estimait en 2007 à 551 880 personnes classées en GIR 1 à 4 (Prévoit, 2009).

Même si les notions de dépendance et de GIR 1 à 4 sont sensiblement différentes, on peut estimer à 1 257 880 la population dépendante globale. Le tableau 1 issu de l'enquête HSM montre que le nombre varie fortement en fonction du critère de dépendance retenu. Sur la base des projections réalisées à partir de l'enquête HID<sup>6</sup>, la population dépendante serait d'environ 1 million de personnes en 2011 (Duée et Rebillard, 2006).

Une seconde manière de mesurer le nombre de personnes dépendantes consiste à prendre en compte le nombre de personnes qui bénéficient de l'Allocation Personnalisée d'Autonomie (APA). En 2009, 1 117 000 personnes bénéficiaient de l'APA (Debout et Lo, 2009). 61 % des bénéficiaires vivaient à domicile contre 39 % en établissements de soins. La proportion de personnes en GIR 4 (modérément dépendant) représentait 45 % des bénéficiaires tandis que les personnes en GIR 1 (dépendance lourde) représentaient 8 % des bénéficiaires. Cette mesure est évidemment une mesure imparfaite de la population dépendante. En effet, une partie des personnes dépendantes ne recourent pas à l'APA pour financer leur prise en charge, soit par manque d'information sur l'existence du dispositif, soit par choix<sup>7</sup>. Des personnes peuvent être classées en GIR 4 alors qu'elles ne présentent pas nécessairement les caractéristiques d'une personne dépendante<sup>8</sup>. Par ailleurs, les politiques d'attribution de l'APA peuvent varier entre les départements (Ernst & Young, 2010).

<sup>5</sup> Le pendant de l'enquête HSM.

<sup>6</sup> Réalisée entre 1999 et 2001.

<sup>7</sup> Pour les personnes percevant un revenu supérieur à 2 771,46 euros (2.67\*Majoration pour Tierce Personne) le ticket modérateur est égal à 90% du plan d'aide. Ces personnes peuvent donc décider de ne pas faire de demande en raison d'un niveau de prestation trop faible.

<sup>8</sup> Les personnes peuvent en effet être considérées comme appartenant au GIR4 à partir de la grille AGGIR mais considérées comme non dépendantes si on se base sur d'autre grilles d'évaluation.

Certaines personnes peuvent être classifiées en GIR 4 alors qu'elles auraient été considérées en GIR 5 dans un autre département. Le nombre de bénéficiaires de l'APA n'est donc qu'une mesure imparfaite de la population dépendante. Elle permet cependant d'éprouver la robustesse des estimations précédentes.

A partir de ces différentes évaluations, on peut avancer que la population dépendante en France représente entre 1 et 1,2 million de personnes.

### 1.3 La dépendance est-elle un risque ?

La dépendance est bien un risque et non une période inévitable de la vie. La probabilité de devenir dépendant (GIR 1 & 2) avant de mourir pour une cohorte âgée de 65 ans est d'environ 15 % (Rosso-Debort, 2010). La probabilité de devenir dépendant apparaît donc très faible si on la compare à la probabilité d'être retraité. De plus, les longues durées en dépendance sont plutôt rares. En moyenne, les gens vivent 4 ans en dépendance (Debout et Lo, 2009). Seulement 6 % des hommes et 16 % des femmes de plus de 60 ans vivent plus de 5 ans en état de dépendance.

### 1.4 La dépendance : combien ça coûte ?

Cette section fournit des estimations microéconomiques du coût de la dépendance, que ce soit en ce qui concerne le coût en institution ou le coût à domicile. Elle s'intéresse également au coût macroéconomique de la dépendance.

#### 1.4.1 Le coût en institution

La France dispose d'environ 10 000 établissements pour personnes âgées. Le niveau de prise en charge médicale ainsi que le coût de la prise en charge varie fortement entre ces institutions. Le coût brut en établissement varie entre 2 000 et 6 500 euros par mois en France, avec une moyenne autour de 2 500 euros<sup>9</sup>. Une autre étude estime le coût net moyen<sup>10</sup> à 2 200 euros en zone rurale et à 2 900 euros en zone urbaine (Rosso-Debord, 2010). Le niveau de dépendance de la personne influe moins sur le coût de prise en charge global en établissement qu'à domicile. C'est pourquoi une dépendance lourde est, à niveau de prise en charge équivalente, moins coûteuse en établissement qu'à domicile.

<sup>9</sup> Ces estimations proviennent du site [www.agevillage.com](http://www.agevillage.com).

<sup>10</sup> Le coût net signifie qu'on déduit les prestations d'APA ou de sécurité sociale.

#### 1.4.2 Le coût de la prise en charge à domicile

En moyenne, le coût d'une prise en charge à domicile serait d'environ 1 800 euros par mois en 2010<sup>11</sup>. Le coût de l'aide à domicile est davantage lié au niveau de dépendance de la personne. Ennuyer (2006) distingue deux scénarios extrêmes pour la prise en charge à domicile. Le scénario minimal correspond au cas d'une personne très peu dépendante. Le temps d'aide est alors estimé à environ trois heures et demie par semaine ce qui revient environ à 340 euros par mois. Le scénario maximal correspond au cas extrême d'une personne lourdement dépendante et atteinte de la maladie d'Alzheimer. Ce type de dépendance nécessite la plupart du temps une prise en charge 24h/24h avec un coût mensuel d'environ 5 300 euros.

#### 1.4.3 Une illustration du risque financier de la dépendance

Il conviendrait dans une étude ultérieure d'affiner ces données de coût. Ces estimations permettent néanmoins de donner un aperçu du risque financier que représente la dépendance pour les personnes âgées. A titre d'illustration, si on considère un individu moyen qui vit 4 ans en dépendance dans une maison de retraite en Île de France qui lui coûte en moyenne 2 900 euros par mois après prestations sociales, la dépendance lui coûte en moyenne 139 200 euros. Hors Île de France, le coût serait en moyenne de 110 400 euros en établissement. A domicile il serait en moyenne de 86 400 euros. Ce coût est évidemment à rapporter au niveau moyen des retraites qui étaient en 2004 de 1 625 euros pour les hommes et de 979 euros pour les femmes<sup>12</sup>. Il est également à rapporter au niveau du minimum vieillesse qui était en 2010 de 709 euros par mois.

Il ne s'agit là que d'un raisonnement moyen. Si on prend l'exemple d'une femme qui bénéficie du minimum vieillesse car elle a connu une vie professionnelle fractionnée, qui vit en Île de France et qui connaît un état de dépendance lourde pendant 6 ans, on réalise que le risque financier est considérable. Dans ce cas, le coût global est d'environ 208 000 euros en institution et de 381 600 euros à domicile<sup>13</sup>. Or les personnes qui sont le plus exposées à la dépendance et à la durée en dépendance sont également celles qui bénéficient des plus faibles ressources à âge élevé.

<sup>11</sup> Ce chiffre est issu de la Direction générale de la concurrence, de la consommation et de la répression des fraudes.

<sup>12</sup> Ces chiffres datent de 2004 et sont disponibles sur le site de l'INSEE à l'adresse suivante :

[http://www.insee.fr/fr/themes/tableau.asp?reg\\_id=0&ref\\_id=NATCCF04564](http://www.insee.fr/fr/themes/tableau.asp?reg_id=0&ref_id=NATCCF04564)

<sup>13</sup> Il s'agit bien évidemment d'exemples extrêmes.



Si l'on rapporte ce coût moyen à la solvabilisation moyenne apportée par l'Allocation Personnalisée d'Autonomie versée par les Conseils généraux qui est de 409 euros, on se rend compte que la prise en charge publique ne représente que 30 % du coût moyen (Ennuyer, 2006). Des études plus récentes estiment que le reste à charge est en moyenne de 1 600 euros par individu (Rosso-Debord, 2010). A noter que ce reste à charge dépend également de l'aide informelle apportée par les proches. Une part importante des personnes dépendantes ne peuvent donc faire face à ce risque financier à l'aide de leur revenu mensuel. Elles sont donc contraintes de puiser dans leur épargne si elles en ont, de faire appel à leurs enfants ou encore de vendre leur maison afin de financer leur dépendance. Il reste donc un complément de financement qui reste à la charge de la personne dépendante.

#### 1.4.4 Le coût macroéconomique

Les dépenses publiques consacrées à la dépendance représentaient environ 22 milliards d'euros en 2010, soit 1,1 % du PIB (Rosso-Debord, 2010). Comparativement, la part financée par les assureurs sous forme de rente dépendance est encore très faible puisqu'elle ne représentait que 127.7 millions d'euros en 2009 (FFSA, 2010). Si on ajoute à ce chiffre les rentes versées par les mutuelles et les instituts de prévoyance, on arrive à un total d'environ 200 millions d'euros par an (FFSA, 2010). Ce faible montant s'explique par la faible maturité du marché. Ce dernier a débuté son développement il y a une dizaine d'années et les cohortes d'assurés n'ont pas encore atteints les âges où le risque dépendance est élevé. Il convient cependant d'ajouter à ce montant l'aide apportée par les familles, qu'elle soit financière ou informelle.

Si on se base sur les niveaux de participation financière tels que définis dans le cadre de l'APA, on obtient un total de 7 milliards d'euros (Vasselle, 2008). L'APA définit en effet un plan d'aide et ne subventionne qu'une partie de ce plan d'aide en fonction du revenu de la personne dépendante. Cette estimation se base sur le reste à charge, tel que défini par le plan d'aide. Cependant, l'aide effective apportée par les familles (que ce soit la personne dépendante ou ses enfants) est souvent bien supérieure au reste à charge défini par les Conseils Généraux. D'une part parce que les bénéficiaires de l'APA peuvent recourir à une aide professionnelle au-delà de celle

prévue dans le cadre du plan d'aide, d'autre part parce que la famille apporte elle-même une aide informelle évaluée à environ 6 milliards d'euros (Davin et al., 2009). Ce dernier chiffre sous estime l'aide informelle d'après ses propres auteurs mais également parce qu'il se base sur des coûts salariaux de 1999<sup>14</sup>. En considérant que ces deux chiffres sous estiment le montant total de l'aide apportée par les familles, il n'est pas irréaliste d'avancer que les dépenses globales (privées et publiques) de dépendance représentent en 2011 environ 2 % du PIB.

### 1.5 L'aide informelle va-t-elle continuer à limiter le coût financier de la dépendance ?

Les économistes distinguent traditionnellement deux types de facteur de production permettant de produire des soins dépendance, l'aide professionnelle qui donne lieu à un échange marchand et l'aide informelle, souvent produite par la famille, qui ne donne pas lieu à un échange marchand. L'aide informelle peut être considérée comme un substitut gratuit à l'aide professionnelle. En supposant que ces deux facteurs soient substituables, le niveau de l'aide informelle produite exerce un effet à la baisse sur le besoin d'aide professionnelle et donc sur le risque financier encouru par les personnes âgées. Une raréfaction du nombre d'aidants informels pourrait donc accroître le risque financier de la dépendance dans les prochaines années. Cependant, la raréfaction du nombre d'aidants dans les prochaines années semble plus difficile à estimer qu'il n'y paraît. Enfin, la gratuité de l'aide informelle n'est qu'apparente.

#### 1.5.1 L'aide informelle et le rôle des enfants

L'aide à un parent âgé dépendant est essentiellement une aide sous forme de service, les transferts financiers au sein de la famille n'étant que très rarement ascendants (Attias-Donfut, 1995 et 1996, Wolff, 2000). A partir de l'enquête européenne SHARE, on évalue à moins de 5 % la proportion d'individus aidant financièrement leurs parents âgés (Attias-Donfut et Wolff, 2007 ; Bonsang, 2009 ; Fontaine et al., 2007). La plupart de l'aide des enfants vers les parents s'effectue donc sous forme de service.

<sup>14</sup> Date de la première vague de l'enquête HID.



L'aide informelle peut être appréhendée comme un moyen de diminuer le risque financier de la dépendance même si cette substitution se révèle assez imparfaite dans les faits. Pour les pouvoirs publics, la famille apparaît donc comme un producteur de service au même titre que l'aide professionnelle. C'est pourquoi le fait d'inciter les individus à s'occuper de leurs parents dépendants a été une des manières retenues par les pouvoirs publics pour diminuer le coût financier de la dépendance. Cette gratuité de l'aide n'est qu'apparente car elle représente un coût en termes de santé des aidants ou d'offre de travail. Ces politiques d'incitations à l'aide informelle posent au moins 2 questions :

- Cette aide informelle ne va-t-elle pas fortement diminuer dans les prochaines années, limitant ainsi son effet atténuateur ?

- Les politiques incitant les sexagénaires à s'occuper de leur parent dépendant afin de maintenir ces derniers à domicile sont-elles compatibles avec les dispositifs visant à prolonger l'activité professionnelle des seniors<sup>15</sup> ? Par suite quel est le coût macroéconomique de cette aide informelle en termes d'offre de travail et d'état de santé des aidants ?

### 1.5.2 Le déclin de l'aide informelle

La baisse séculaire du nombre d'enfants par famille, l'éloignement géographique des enfants et de manière plus général « l'éclatement » de la structure familiale seraient de nature à limiter l'aide informelle. Cette explication est souvent retenue pour expliquer la raréfaction des aidants potentiels dans les prochaines années<sup>16</sup>. Elle se traduirait par une augmentation du coût financier de la dépendance car l'ensemble de l'aide serait alors apportée par des professionnels rémunérés. Ce scénario est toutefois à nuancer pour au moins deux raisons.

<sup>15</sup> Notamment au-delà de 60 ans.

<sup>16</sup> Voir notamment les rapports Gisserot (2007) et Rosso-Debord (2010).

En premier lieu, la quantité d'aide reçue par la personne dépendante n'augmente pas nécessairement avec le nombre d'enfants au sein de la famille (Fontaine et al., 2007). Par conséquent, la baisse tendancielle du nombre d'enfants par famille dans les pays développés<sup>17</sup> n'aurait pas un effet direct sur le niveau d'aide informelle reçue par les parents. Plus que le nombre d'enfants, c'est la présence ou pas d'enfants et notamment d'une fille qui peut avoir un impact fort sur le niveau d'aide informelle reçu.

En second lieu, les travaux récents montrent que les interactions au sein d'une fratrie peuvent être corrélées négativement. La baisse de la contribution des uns seraient compensée par une aide accrue des autres (Fontaine et al., 2009). Des travaux récents montrent même que les aides et entraides au sein de la famille restent fortes et que le nombre d'aidants n'a jamais été aussi élevé<sup>18</sup>.

### 1.5.3 Les impacts macroéconomiques de l'aide informelle

L'aide informelle est par nature un transfert non-marchand. Sa valorisation n'est donc pas naturelle. Deux méthodes de valorisation sont habituellement retenues par la littérature économique :

- le coût de remplacement ;
- le coût d'opportunité.

Le coût de remplacement correspond au coût qu'aurait coûté la prise en charge réalisée par un professionnel en lieu et place de l'aidant. Le coût de l'aide informelle peut également être mesuré comme un coût d'opportunité. Une première manière de mesurer ce coût d'opportunité consiste à mesurer les salaires que les aidants auraient perçus s'ils avaient alloué la quantité de temps passée avec leurs parents dépendants au marché du travail. Cette approche permet de monétiser l'aide informelle et d'estimer son coût global<sup>19</sup>. Le coût d'opportunité est utilisé ici uniquement pour monétiser l'aide. Cependant, l'aide informelle peut également entraîner deux autres types de coût.

<sup>17</sup> Si on considère l'ensemble des pays développés sur le siècle dernier et pas seulement les 10 ou 20 dernières années.

<sup>18</sup> Voir le rapport Vasselle à la page 148 (Vasselle, 2008) qui reprend les conclusions de Simone Pennec sur cette question.

<sup>19</sup> Comme vu précédemment avec les travaux de Davin et al. (2009)

L'aide informelle peut également influencer sur l'offre de travail des individus. Fontaine (2010) estime qu'une heure d'aide informelle supplémentaire réduit l'offre de travail d'environ 20 minutes au sein des Européens âgés de 50 à 65 ans. L'activité d'aidant peut par ailleurs contraindre les individus à renoncer à certaines opportunités professionnelles ou à accepter des emplois moins bien payés pour bénéficier d'horaires plus flexibles leur permettant d'être plus proches du domicile de leurs parents et plus disponibles. Cependant, si l'offre d'aide informelle exerce un effet d'éviction par rapport à l'offre de travail, il est rare que le rôle d'aidant conduise les individus à quitter définitivement le marché du travail (Le Bihan et Martin, 2006). Au final l'accroissement du taux d'emploi des seniors, objectif affiché au niveau européen, se fera sans doute au détriment de l'aide informelle. Ceci devrait augmenter le recours à l'aide professionnelle et donc le risque financier de la dépendance.

L'aide informelle exerce également un effet sur le niveau de santé des aidants. De nombreuses études épidémiologiques ont ainsi montré l'effet négatif de l'aide informelle sur le niveau de santé des aidants (Sorensen et al., 2002 ; Brodaty et al., 2003). En particulier, l'étude de Coe et Van Houtven (2009) montre qu'aider un parent dépendant augmente la probabilité de dépression chez les individus mariés. Pour les hommes célibataires en revanche, aider un parent dépendant tend à augmenter la probabilité de souffrir de pathologies cardiaques. L'aide semble donc exercer un effet sur la santé des aidants même si cet effet n'est pas uniforme.

Cependant, le nombre de personnes couvertes par un produit d'assurance dépendance serait au maximum de 3 millions (FFSA, 2010). Si on rapporte ce nombre global d'assurés aux personnes de plus de 40 ans, on obtient un taux d'équipement du marché d'environ 8 %, ce qui reste très faible si on le compare au taux d'équipement du marché de la complémentaire santé qui est de 86 %<sup>20</sup>.

On observe cependant sur la figure 1 qu'en dépit d'un fort développement au début des années 2000<sup>21</sup>, le marché semble avoir perdu de son dynamisme depuis plusieurs années. Ce chiffre de 3 millions peut d'ailleurs fortement évoluer selon la manière dont on définit « être assuré contre la dépendance ».

<sup>20</sup> Le taux d'équipement du marché de la complémentaire santé est de 86 % si on soustrait les individus couverts par la CMU.

<sup>21</sup> Ce dynamisme du début des années 2000 s'explique notamment par l'arrivée de nouveaux entrants sur le secteur de l'assurance dépendance.

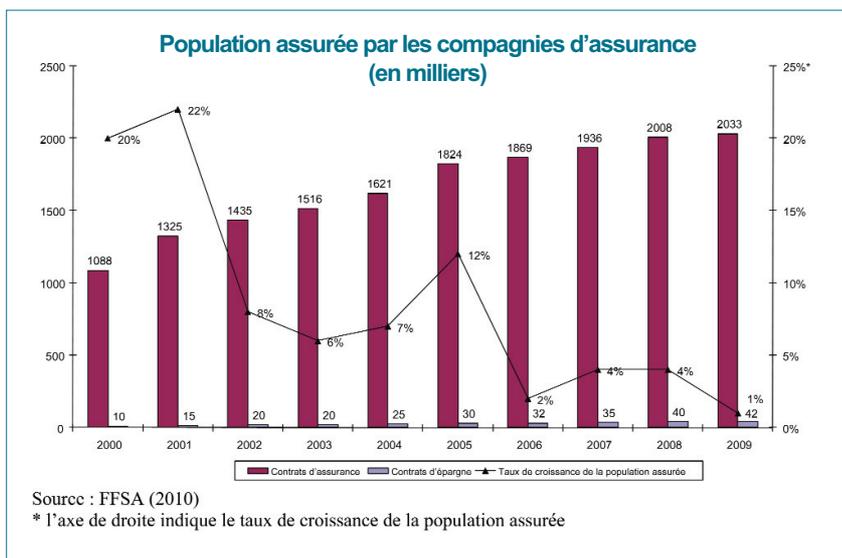


Figure 1

### 1.6 Le marché de l'assurance dépendance permet-il de couvrir ce risque financier du reste à charge ?

Dans le cadre de l'exemple précédent, une personne de 60 ans a donc approximativement 15 % de chance de devoir payer en moyenne 140 000 euros pour sa dépendance avant de décéder. Il s'agit donc d'un risque relativement rare qui produit un coût financier élevé. D'autant plus élevé si on le rapporte aux ressources moyennes des personnes retraitées. Le principe de mutualisation et donc l'assurance ont ainsi vocation à s'appliquer car il permet de mutualiser cette charge financière entre les individus.

Si on retient une acception stricte du fait d'être assuré, ce chiffre de 3 millions surestime la population assurée. En effet au sein des 3 millions d'assurés, une grande partie est relativement mal couverte. Les primes et les indemnités prévues dans le cadre des contrats collectifs, auxquels adhère environ la moitié de la population couverte, sont souvent trop faibles face au coût de la dépendance comme l'indique la figure 2. Les contrats individuels proposent en effet des prestations mensuelles de 522 euros alors que les contrats collectifs proposent des rentes mensuelles entre 150 et 200 euros par mois (FFSA, 2009). Peut-on considérer que l'on est assuré contre la dépendance si on reçoit une rente de 150 euros en cas de sinistre ? Ces indemnités seront d'autant plus faibles dans 15 ans lorsque le coût de la prise en charge aura augmenté.

Si au contraire on retient une acception large du fait d'être assuré contre la dépendance, ce chiffre de 3 millions devrait être revu à la hausse. En effet dans ce cas on peut inclure les complémentaires santé qui proposent une indemnité en cas de dépendance.

La première limite de cette garantie est qu'elle reste relativement faible par rapport à un contrat individuel en garantie principale (tout comme les contrats groupes). La seconde est qu'elle n'est pas garantie dans le temps, contrairement à un contrat en rente. Cette "énigme de l'assurance dépendance" n'est pas propre au contexte institutionnel français. Les Etats-Unis, qui présentent un système d'assurance social très différent du nôtre, rencontrent exactement le même type de paradoxe. Une aide publique encore plus insuffisante et exclusivement réservée aux personnes désargentées, des revenus insuffisants et dans le même temps un taux d'équipement de l'assurance dépendance qui peine à dépasser les 10 % des plus de 65 ans, tout comme en France. Et pourtant, les Etats-Unis et la France représentent les deux marchés de l'assurance dépendance les plus matures au niveau mondial.

Figure 2

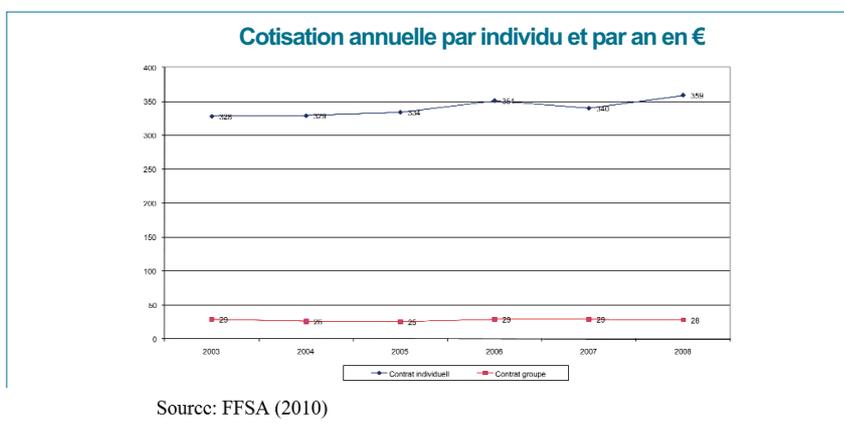
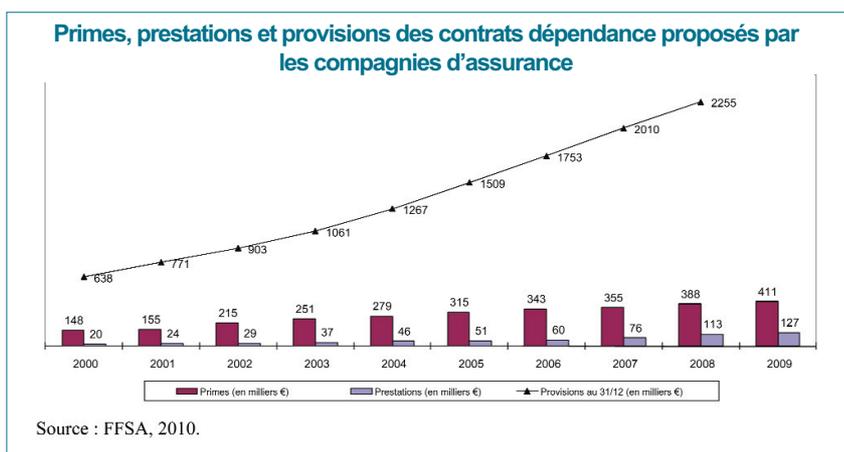


Figure 3



## 2. Revue de littérature

De nombreux économistes ont analysé les raisons expliquant la taille limitée du marché de l'assurance dépendance. Il est possible de classer ces explications en quatre catégories :

- des raisons relatives à la myopie des individus face au risque ;
- des raisons propres aux assureurs (distribution du produit et/ou gestion d'actifs non appropriée) ;
- des raisons propres au contexte institutionnel (critères d'éligibilité de l'aide publique, régime fiscal du contrat) ;
- des raisons inhérentes au risque (assurabilité, antisélection, aléa moral intergénérationnel, etc...).

Dans cet article nous nous intéressons principalement à la dernière série d'explications.

### Les explications relatives à l'offre

Plusieurs facteurs sont susceptibles de peser sur l'offre d'assurance :

- les modalités de la prise en charge publique;
- le degré de concurrence entre les acteurs ;
- l'assurabilité du risque.

Nous nous intéressons principalement à l'assurabilité. Pour que le marché de l'assurance se développe, encore faut-il que le risque soit assurable. Pour cela, la loi des grands nombres doit s'appliquer. Les événements doivent donc être indépendants, la probabilité doit être connue et le coût du sinistre également. Dans ces conditions, l'assureur peut tarifier un contrat d'assurance. Dans le cas contraire, la compagnie d'assurance sera confrontée à plus ou moins long terme à des problèmes de solvabilité.

En réalité, le risque dépendance peut se décomposer en trois types de risque :

1. la probabilité de devenir dépendant ;
2. la durée en dépendance ;
3. le coût de cette dépendance.

Le risque dépendance présente également une particularité : il est un risque long. Tout comme le risque maladie, il comprend deux composantes imbriquées l'une dans l'autre : le risque financier que représente le fait de tomber en situation de dépendance mais également le risque de reclassification (Geoffard, 2000). Un risque long est donc un risque qui contient un risque de reclassification qui peut se définir comme le risque de devenir un mauvais risque.

Le risque d'évolution dans le temps du coût de sinistre dépend également de deux phénomènes :

- L'évolution de la durée moyenne de dépendance ;
- L'évolution du coût unitaire moyen de prise en charge.

Le premier risque dépend essentiellement des évolutions démographiques et du traitement de certaines pathologies invalidantes. Le second, que l'on peut appeler le risque de coût ou de dérive des coûts, est lui plus complexe. Il est intimement lié au contexte réglementaire et social qui encadre la prise en charge. L'assurabilité du risque financier de la dépendance dépend donc de la capacité à prévoir l'évolution des risques sous-jacents. D'un point de vue théorique, cela revient à étudier dans quelle mesure le marché du risque dépendance est un marché complet.

En adoptant cette démarche, Cutler (93) étudie l'évolution du coût de prise en charge d'une journée en établissement aux Etats-Unis à l'aide d'un modèle simplifié.

$$C_{t+1}^{ln} = \rho C_t^{ln} + \eta_{t+1}$$

$\eta_{t-1}$  représente ici l'innovation de coût d'une année sur l'autre.

A l'aide de tests de Dickey-Fuller augmentés, Cutler montre que les séries américaines sont non stationnaires et semblent suivre un processus DS. Par conséquent les prévisions de l'évolution du coût de prise en charge sur 20 ans présentent un intervalle de confiance important qui rend difficile la tarification d'un produit indemnitaire. Cutler conclut que les problèmes d'assurabilité incitent les assureurs à proposer des contrats incomplets. Face à un produit qui ne couvre pas l'intégralité du risque, les individus décideraient donc rationnellement de ne pas s'assurer. Il est ensuite possible d'enrichir le modèle en spécifiant un modèle ARMA(p,q) de la forme suivante (Plisson et Nouet, 2007).

$$Y_t = \Phi_1 Y_{t-1} + \Phi_2 Y_{t-2} + \dots + \Phi_p Y_{t-p} + \varepsilon_t + \theta_1 \varepsilon_{t-1} + \theta_2 \varepsilon_{t-2} + \dots + \theta_{\tau-\theta} \varepsilon_{t-q}$$

$Y_t$  représente ici le coût de l'aide à domicile en l'année t. Les  $Y_{(t-1)}$ ,  $Y_{(t-2)}$ , etc... représentent ici les variables de coût retardées.  $\varepsilon_t$  représente l'innovation de coût en t.  $\varepsilon_{(t-1)}$ ,  $\varepsilon_{(t-2)}$ , etc... représente les innovations de coût retardées.

Les résultats obtenus à partir de données françaises sur l'aide à domicile montrent que l'intervalle de confiance à 95 % ne croît pas de manière explosive avec le temps. Il est donc possible de prévoir avec une marge d'erreur raisonnable l'évolution du coût de prise en charge.

Il est également possible de tester une relation de cointégration entre l'évolution du coût de prise en charge à domicile et des agrégats macroéconomiques à l'aide du modèle suivant (Plisson, 2009).

$$\text{Coût}_t = \alpha + \beta \text{GDP}_t + z_t$$

La méthode en 2 étapes proposée par Engle et Granger consiste à estimer cette relation puis de procéder à des tests de stationnarité sur le résidu  $z_t$ .

Les résultats sur données françaises montrent qu'il existe une relation de cointégration significative<sup>22</sup>. Il ressort donc de ces travaux que même si le développement d'une assurance indemnitaire rencontre des difficultés de prévision, il est possible de repousser la frontière de l'assurabilité, notamment si on assure l'aide à domicile.

<sup>22</sup> Pour une présentation plus détaillée des méthodes retenues ainsi que des données utilisées il est possible de se référer à la thèse (Plisson, 2009) [http://www.dauphine.fr/fileadmin/mediatheque/chaire/chaire\\_transition/pdf/these\\_Plisson\\_2009.pdf](http://www.dauphine.fr/fileadmin/mediatheque/chaire/chaire_transition/pdf/these_Plisson_2009.pdf)

Mais comme le montrent Brown et Finkelstein (2007), les explications par les manquements de l'offre sont insuffisantes et il convient aussi de se demander pourquoi la demande d'assurance dépendance est si faible.

## Les explications relatives à la demande

### L'effet d'éviction de l'aide publique

Une première explication habituellement retenue pour expliquer le faible développement d'un marché est l'effet d'éviction de l'aide publique. Dans le cas du marché américain, Brown et Finkelstein (2008) ont montré que Medicaid<sup>23</sup> induit un fort effet d'éviction notamment pour les individus les moins riches et les femmes. Medicaid propose un substitut incomplet mais gratuit à l'assurance dépendance. Les auteurs en concluent que toutes les mesures d'incitations fiscales développées aux Etats-Unis afin de développer davantage le marché de l'assurance dépendance sont largement inefficaces tant que Medicaid continuera à jouer ce rôle de taxe implicite sur l'assurance privée. Cependant cet effet est fortement lié au contexte institutionnel et il est difficile de généraliser ce phénomène à d'autres pays, notamment à la France où l'assurance apparaît comme un financement complémentaire à l'aide publique et non comme un substitut.

### L'influence du comportement des enfants

Une autre explication au faible développement de l'assurance dépendance réside dans ce que l'on peut appeler l'aléa moral intergénérationnel (Zweifel et Struwe 1998). Selon cette théorie les parents anticiperaient un comportement opportuniste chez leurs enfants qui les inciterait à ne pas s'assurer. Les enfants seraient alors incités à s'occuper davantage de leurs parents. Cependant, les premières estimations ne vérifient pas cette théorie (Courbage et Roudaut, 2008).

<sup>23</sup> Medicaid est le système de prise en charge publique des personnes dépendantes aux Etats-Unis.

### 3. Demande d'assurance dépendance : premiers résultats empiriques

Dans cette section, nous passons en revue les principaux déterminants de la demande d'assurance dépendance. Pour chacun de ces déterminants, nous détaillons les différents effets qu'ils peuvent exercer sur la probabilité de s'assurer.

#### Les données<sup>24</sup>

Le contrat dépendance proposé est un contrat en rente qui couvre la dépendance lourde (GIR 1 et 2). La personne peut souscrire ce contrat jusqu'à 75 ans et pour un montant de rente défini lors de la souscription. Sur la période considérée, la rente minimale était de 600 euros par mois et pouvait atteindre 3 500 euros par mois. La prime mensuelle versée par l'assuré dépend de l'âge auquel il souscrit et du niveau de rente qu'il souhaite recevoir en cas de dépendance mais pas de son sexe. Par définition, plus l'assuré souscrit à un âge élevé et pour un même montant de garantie, plus la prime sera élevée. Lorsque son niveau de dépendance est constaté par l'unité médicale régionale rattachée au bancassureur, l'assuré cesse de verser ses primes et perçoit une rente mensuelle qui lui permet de financer sa prise en charge. Les primes exigées ne tiennent pas compte du sexe alors qu'en moyenne les femmes ont une probabilité plus forte de devenir dépendantes et de demeurer dans cet état plus longtemps que les hommes. Si on ramène le coût de l'assurance au niveau de risque, l'assurance est donc beaucoup moins chère pour les femmes que pour les hommes. Sur le marché américain, Brown et Finkelstein (2007) montrent que dans cette configuration, les femmes pouvaient même se voir appliquer des taux de chargement négatifs.

<sup>24</sup> Pour une description plus détaillée des données et des méthodes de traitement vous pouvez vous reporter au chapitre 6 de la thèse (Plisson, 2009)

[http://www.dauphine.fr/fileadmin/mediatheque/chaire/chaire\\_transition/pdf/these\\_Plisson\\_2009.pdf](http://www.dauphine.fr/fileadmin/mediatheque/chaire/chaire_transition/pdf/these_Plisson_2009.pdf)

#### Les déterminants de la probabilité de s'assurer

Dans cette section, nous nous intéressons d'abord à l'influence des déterminants classiques sur la probabilité de souscrire une assurance dépendance : l'âge, le sexe, la catégorie socioprofessionnelle, le revenu, le patrimoine. Nous modélisons l'effet de ces variables sur la probabilité de s'assurer à l'aide de trois modèles logit simple.

$$(A1) \quad P(A) = \beta_0 + X_i \beta + u$$

$$(A2) \quad P(A) = \beta_0 + X_i \beta + \beta_j * Aversion + u$$

$$(A3) \quad P(A) = \beta_0 + X_i \beta + \beta_j * Aversion + \beta_k * Proba + u$$

Les résultats des estimations sont présentés dans le tableau 2, figurant en annexes.

Nos résultats sont à prendre avec précaution. Nous cherchons en effet à expliquer un comportement rare (la probabilité moyenne de s'assurer est faible) à l'aide de variables relativement générales. Nos variables ne permettent pas d'identifier les individus qui ont une très forte probabilité de s'assurer. Nous ne disposons pas de variables suffisamment intimes (le fait de s'être occupé de ses parents dépendants, de s'être fâché avec ses enfants, etc...) pour dégager une population où la probabilité de s'assurer serait forte. Notre modèle ne nous permet donc pas de prédire le fait qu'un individu particulier s'assure ou non. Il nous permet seulement de dégager des tendances dans un marché qui n'en est qu'à ses prémices.

#### L'effet du sexe

Le tableau 1 indique que toutes choses égales par ailleurs, les femmes s'assurent plus que les hommes.

Un effet prix pourrait être à l'origine de ce comportement. En effet les femmes présentent des taux de prévalence plus élevés que les hommes. Dans ces conditions, à chaque fois que le niveau de prime ne

dépend pas du sexe, les taux de chargement sont beaucoup plus faibles pour les femmes que pour les hommes. Brown et Finkelstein (2007) ont même montré que les taux de chargement des femmes pouvaient être négatifs.

Un effet de sélection peut également s'ajouter à l'effet prix. Même si la prime était différenciée, les femmes pourraient s'assurer davantage du fait de leur probabilité de sinistre plus élevée (effet de sélection) et de leur probabilité plus faible de recevoir de l'aide informelle. Enfin, ces différences de comportement face à l'assurance entre les hommes et les femmes pourraient être l'expression d'un degré d'aversion aux risques différent.

### L'âge

L'âge exerce deux effets contraires sur la demande d'assurance dépendance :

- Un effet « proximité du risque » qui devrait inciter les plus âgés à s'assurer davantage ;
- Un effet prix qui devrait inciter les plus âgés à moins s'assurer.

L'effet « proximité du risque » devrait inciter les plus âgés à s'assurer davantage que les plus jeunes. Plus les gens sont jeunes et plus leur probabilité d'être dépendant à court terme est faible (Duée et Rebillard, 2004). L'effet prix devrait, lui, jouer en sens contraire. Plus les individus souscrivent une assurance à un âge élevé, plus la prime est élevée en échange d'un même montant de garantie. L'âge est en effet un bon proxy du prix de l'assurance. Courbage et Roudaut (2008) montrent que la probabilité de s'assurer varie négativement avec l'âge, résultat qui laisse à penser que lorsque l'âge augmente, l'effet prix l'emporterait sur la proximité du risque chez les Français.

Conformément à la littérature, l'effet de l'âge sur la probabilité de s'assurer est fort comme l'indique le tableau 2. La figure 4 indique toutefois un léger effet en cloche sur les individus les plus âgés.

### La csp

La catégorie socio professionnelle est quant à elle susceptible de capturer au moins trois types d'effets sur la demande d'assurance :

- Un « effet information » via le niveau d'étude fortement corrélé à la csp ;
  - Un effet revenu via la forte corrélation entre la csp et le revenu ;
  - Un effet de sélection via la corrélation négative entre csp et probabilité de devenir dépendant.
- L'effet information de la csp devrait jouer positivement sur la demande d'assurance dépendance. La csp est en effet un bon proxy du niveau d'études. Or, plus les individus sont éduqués et plus ils bénéficient d'un accès à l'information, plus ils ont conscience du risque dépendance. Dans ces conditions, les comportements de myopie face au risque devraient diminuer avec le niveau d'études (« effet information »).

Le tableau 2 et la figure 5 indiquent que l'appartenance aux catégories employés et ouvriers influence positivement la souscription. Ce résultat est encore renforcé par le fait que les retraités qui s'assurent sont, le plus souvent, d'anciens ouvriers ou employés. Il semblerait donc que le produit dépendance soit plutôt un produit à destination des classes populaires. Si on considère que la csp est un bon proxy du niveau d'éducation, nous obtenons ici des résultats contraires à ceux obtenus à partir de la base SHARE (Courbage et Roudaut, 2008). Les résultats de la catégorie agriculteurs sont quant à eux difficiles à interpréter en raison du manque d'effectifs.

### Le revenu

Le revenu peut théoriquement produire deux effets contraires sur la demande d'assurance :

- L'auto assurance augmentant avec la richesse, les hauts revenus sont incités à moins s'assurer.
- L'effet d'éviction de l'aide sociale diminuant avec la richesse, il désincite moins les hauts revenus à s'assurer que les bas revenus.

Les études empiriques ne permettent pas de conclure à un effet univoque de la richesse. Tantôt il semble que ce soit l'effet auto assurance qui l'emporte, tantôt l'effet d'éviction. Les premiers résultats américains montrent que l'effet du revenu sur la probabilité de s'assurer est non significatif et que le patrimoine exerce un effet marginal très faible (Sloan et Norton, 1997). Pour Mellor (2001) en revanche le revenu et la richesse ont un impact positif sur la demande d'assurance. Costa-Font et Rivera-Forns (2008) trouvent également un effet positif du revenu sur données espagnoles alors que Courbage et Roudaut trouvent un effet négatif sur données françaises issues de l'enquête SHARE (2007). Cependant, dans une analyse plus fine de l'effet du revenu, Courbage et Roudaut montrent dans un article ultérieur que le revenu exerce en réalité un effet en cloche (non linéaire) sur la demande d'assurance dépendance (Courbage et Roudaut, 2008). L'effet auto assurance semble l'emporter et limiter leur demande d'assurance. Sur les revenus les plus faibles, l'effet d'éviction ou la contrainte budgétaire joue à plein et limite leur demande d'assurance.

Nos résultats confirment que le revenu exerce un effet en cloche sur la probabilité de souscription comme l'indique le tableau 1 et la figure 6. Cet effet en cloche est à comparer à l'aide publique globale reçue (prestations sociales et aides fiscales) pour chaque niveau de revenu. La figure 8 montre que l'effet du revenu sur l'aide publique forme une courbe en U, particulièrement défavorable aux classes moyennes. Les classes « moyennes » ont donc intérêt à s'assurer car ce sont elles qui reçoivent le moins d'aide publique pour financer leur dépendance.

### Le patrimoine

Le tableau 2 indique une corrélation positive entre le niveau de patrimoine et la probabilité de s'assurer pour les quatre premiers déciles de patrimoine. Cependant les quatre premiers déciles concernent les individus qui possèdent entre 0 et 2 000 euros de patrimoine. Il est donc possible que les individus possédant d'autres comptes d'épargne dans d'autres banques soient surreprésentés au sein de cette catégorie. C'est pourquoi nous n'interprétons pas davantage les résultats concernant ces catégories de patrimoine.

L'effet est ensuite stable pour les trois déciles suivants (D5, D6, D7). Pour les déciles supérieurs on observe une relation positive forte entre le niveau de patrimoine et la probabilité de souscrire. Deux effets peuvent a priori expliquer la forme de la relation.

D'abord, l'assurance dépendance peut servir à assurer son patrimoine, et par suite préserver le montant de l'héritage à transmettre. Autrement dit, les individus peuvent préférer payer une assurance plutôt que de courir le risque d'avoir à désépargner pour financer leur dépendance. Si cette explication tient, nos résultats montrent que les très riches ont une aversion plus forte au risque de désépargne (les individus auraient donc des préférences de type IARA).

En outre, cet effet peut être renforcé par le desserrement de la contrainte budgétaire au fur et à mesure que le patrimoine augmente.

### L'influence de la probabilité de sinistre

Il est possible que la probabilité d'être un jour dépendant joue un rôle dans la décision de souscrire ou non une assurance dépendance. En particulier, il est fort probable qu'on assiste à un effet de sélection, c'est-à-dire que les individus présentant une probabilité élevée de devenir dépendant aient plus tendance à s'assurer que les individus qui présentent une probabilité faible (Geoffard, Grandchamps et Gardiol, 2005). Notons que cette probabilité n'est évidemment pas observable au niveau individuel<sup>25</sup>.

Nous reconstituons la probabilité d'être dépendant un jour et pendant au moins un an à âge et sexe donnés, en utilisant deux sources exogènes de données : les données de l'enquête Handicap Invalidité Dépendance (HID) et celles issues des tables de mortalité<sup>26</sup>.

Le tableau 2 indique que la variable de probabilité de sinistre joue très fortement. Cependant, une analyse approfondie du rôle de la probabilité de sinistre nécessite le recours à un modèle probit bivarié afin de détecter un éventuel biais d'endogénéité.

<sup>25</sup> En effet, contrairement aux modèles économétriques classiques destinés à détecter la présence d'anti-sélection, nous ne disposons pas des données nécessaires pour tester si on détecte *ex post* une prévalence de la dépendance plus importante chez les assurés que chez les non assurés, puisque nous ne savons pas si les non assurés sont devenus ou non dépendants.

<sup>26</sup> Les tables officielles sont disponibles sur le site [http://www.actuaris.com/site/index.php?page=infotech&categorie\\_info-tech=4&lang=1](http://www.actuaris.com/site/index.php?page=infotech&categorie_info-tech=4&lang=1) ou sur le site de l'INED [http://www.ined.fr/codrom\\_val-lin\\_mesle/contenu.htm](http://www.ined.fr/codrom_val-lin_mesle/contenu.htm)

Pour une présentation détaillée de la reconstitution de la probabilité de sinistre, voir la thèse p. 263 (Plisson, 2009)

### Le rôle de l'aversion au risque

L'aversion au risque est un autre déterminant classique de la demande d'assurance. Cependant, Norton et Sloan montraient dans leurs travaux (1997) que l'aversion au risque n'affectait pas la demande d'assurance dépendance. Malheureusement, les données dont nous disposons ne nous renseignent pas directement sur les préférences des individus face au risque. Cependant, le fait de souscrire une assurance prévoyance ou une assurance arrêt de travail pour les professions libérales peut être considéré comme une proxy d'aversion au risque.

Pour estimer l'effet de l'aversion sur la probabilité de s'assurer, nous estimons un second modèle (modèle A2) qui reprend les variables explicatives du modèle A1 et intègre la variable d'aversion au risque. Le fait d'intégrer une variable d'aversion au risque indépendante permet aussi dans une certaine mesure de purger les effets des autres variables de l'effet propre à l'aversion.

D'après les résultats de l'estimation de ce modèle présentés dans le tableau 1, l'aversion au risque semble donc exercer une forte influence sur la probabilité de s'assurer ce qui confirme les résultats de Finkelstein et McGarry (2006). En effet un individu qui souscrit une assurance prévoyance a, toutes choses égales par ailleurs, 9,54 fois plus de chances de s'assurer contre la dépendance, qu'un individu qui ne souscrit pas une telle assurance. L'assurance dépendance est donc marquée par un fort effet de sélection qui concerne l'aversion au risque. Cet effet de sélection ne gêne pas le fonctionnement du marché tant qu'il n'est pas corrélé à des niveaux de risque qui diffèrent de la moyenne.

Notons que les estimations des autres paramètres diffèrent entre les modèles A1 et A2. Le fait que le paramètre relatif à une modalité diminue (respectivement augmente) entre le modèle A1 (sans aversion) et le modèle A2 (avec aversion) signifie que le paramètre du modèle A1 surestimait (respectivement sous estimait) l'effet de la variable.

## Conclusion

Le premier résultat de cette étude montre que les probabilités de souscrire ne varient pas très fortement entre les différentes catégories de la population. Si elle continue à se développer et si les tendances observées se confirment, l'assurance dépendance a vocation à devenir un produit de masse et non un produit réservé aux plus fortunés ou à une catégorie très particulière de la population. Les résultats montrent que l'âge et le revenu exercent un effet en cloche sur la probabilité de s'assurer. Même si toutes les catégories souscrivent le produit dépendance, les classes moyennes sont plus appétentes au produit que les autres. Plus précisément, ce sont les catégories employés, ouvriers ou employés et ouvriers à la retraite qui souscrivent le plus. Au sein de cette catégorie ce sont ceux qui présentent les revenus et les patrimoines au-dessus de la moyenne qui souscrivent le plus.

Ces premiers résultats nous laissent penser que l'assurance dépendance a bien vocation à devenir un produit de masse, au même titre que la complémentaire santé.

Si nous nous replaçons dans notre problématique initiale, il s'avère que la faible taille du marché ne semble pas s'expliquer par l'absence de demande ou par une demande réservée à des strates très particulières de la population. Ou du moins les données dont nous disposons ne nous permettent pas d'observer ce type de phénomènes.

Cet article appelle des travaux complémentaires sur le rôle des asymétries d'information dans le faible développement du marché. Un autre phénomène surprenant est le fort taux de résiliation des titulaires d'un contrat dépendance, alors même que le contrat étudié ne permet pas une sortie en capital.

# Annexes

Figure 4

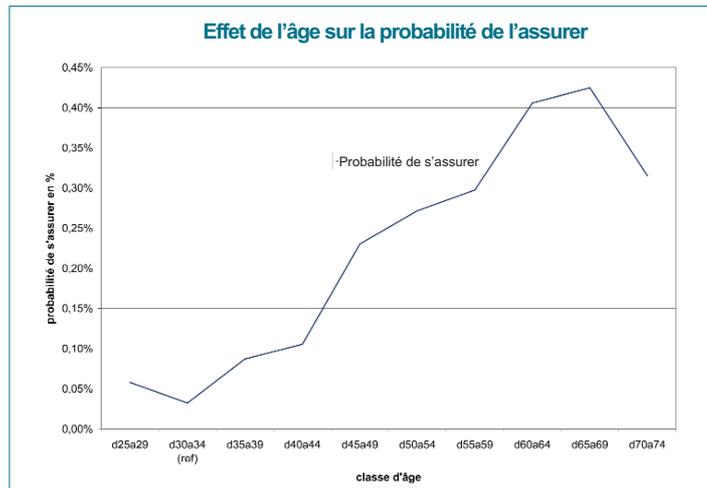


Figure 5

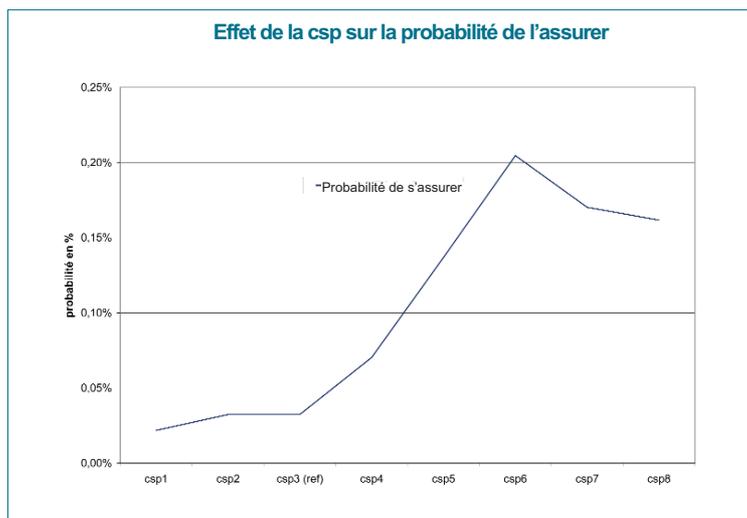


Figure 6

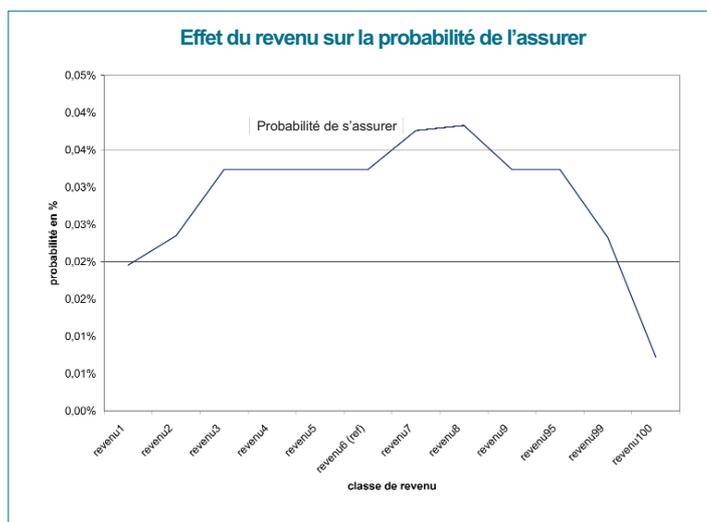


Figure 7

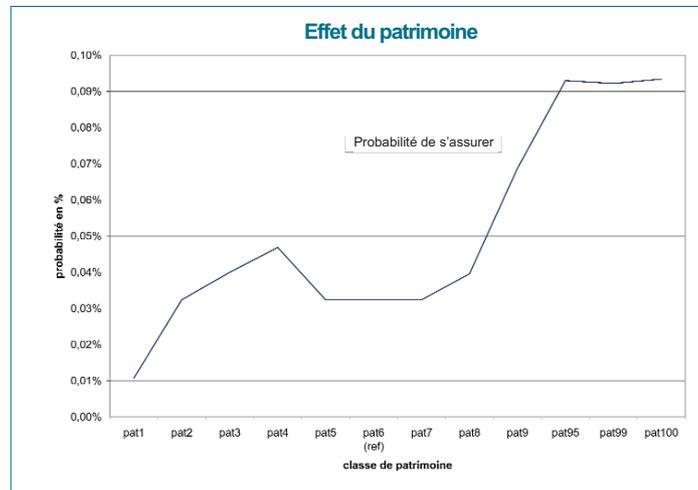


Figure 8

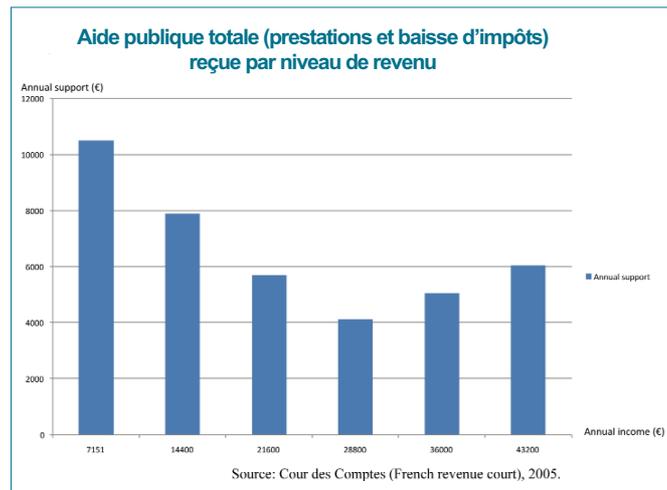


Tableau 2

Variable dépendante		Probabilité de souscrire une assurance dépendance		
		régression logistique		
méthode		Modèle A1	Modèle A2	Modèle A3
<b>Constante</b>		-7.7310***	-8.0346***	-18.6570***
<b>Age</b>	d25a29	0.5474***	0.5847***	ns
	d30a34 (ref)	ref	ref	ref
	d35a39	1.2743***	0.9933***	ns
	d40a44	1.4622***	1.1819***	ns
	d45a49	2.2392***	1.9639***	10.0638***
	d50a54	2.3759***	2.1300***	8.4420***
	d55a59	2.3356***	2.2204***	7.9814***
	d60a64	2.4906***	2.5319***	8.0666***
	d65a69	2.4456***	2.5779***	7.9786***
	d70a74	2.0977***	2.2785***	7.6666***
d75a79	-13.3925*	ns	ns	
<b>femme</b>		1.6711***	1.7968***	-10.2933***
<b>CSP</b>	agriculteurs exploitants (csp1)	0.3582*	-0.3949*	ns
	Artisans, commerçants et chefs d'entreprise (csp2)	0.4200**	ns	ns
	Cadre et professions intellectuelles supérieures (csp3)	ref	ref	ref
	Professions intermédiaires (csp4)	0.7443***	0.7753***	0.4780**
	Employés (csp5)	1.4295***	1.4418***	1.4004***
	Ouvriers (csp6)	1.8166***	1.8450***	1.6904***
	Retraités (csp7)	1.6452***	1.6605***	1.8046***
	Autres personnes sans activité (csp8)	1.5892***	1.6089***	1.6243***
<b>Revenu</b>	revenu1 (5 000-9 745)	-0.5716***	-0.5047***	-0.5938***
	revenu2 (9 745-13 659)	-0.3375***	-0.3212	-0.3343***
	revenu3 (13659-17 130)	ns	ns	-0.1603*
	revenu4 (17 130-20 751)	ns	ns	ns
	revenu5 (20 751-25 155)	ns	ns	ns
	revenu6 (ref) (25 155-30 777)	ref	ref	ref
	revenu7 (30 777-38 531)	0.1729**	0.1496*	0.1039*
	revenu8 (38 531-49 787)	0.2235***	0.1669***	ns
	revenu9 (49 787-74 469)	0.1439*	ns	ns
	revenu95 (74 469-109 215)	ns	ns	ns
	revenu99 (109 215-252 220)	-0.2539***	-0.3323***	-0.4112***
revenu 100 (252 220-8 002 493)	-1.4131***	-1.5040***	-1.6689***	
<b>Patrimoine</b>	pat1 (0)	-1.2199**	-1.1068*	-1.4677***
	pat2 (1-41)	ns	ns	-0.2487**
	pat3 (41-446)	0.3130***	0.2105***	ns
	pat4 (446-1 955)	0.4848***	0.3696***	0.3088***
	pat5 (1 955-5 238.5)	0.1631*	ns	ns
	pat6 (ref) (5 238.5-10 961)	ref	ref	ref
	pat7 (10 961-21 337)	ns	ns	ns
	pat8 (21 337-42 618)	0.1174*	0.2003**	0.2024***
	pat9 (42 618-94 845)	0.6316***	0.7519***	0.7437***
	pat95 (94 845-168 551)	0.9161***	1.0549***	1.0119***
<b>Revenu</b>	revenu1 (5 000-9 745)	-0.5716***	-0.5047***	-0.5938***
	revenu2 (9 745-13 659)	-0.3375***	-0.3212	-0.3343***
	revenu3 (13659-17 130)	ns	ns	-0.1603*
	revenu4 (17 130-20 751)	ns	ns	ns
	revenu5 (20 751-25 155)	ns	ns	ns
	revenu6 (ref) (25 155-30 777)	ref	ref	ref
	revenu7 (30 777-38 531)	0.1729**	0.1496*	0.1039*
	revenu8 (38 531-49 787)	0.2235***	0.1669***	ns
	revenu9 (49 787-74 469)	0.1439*	ns	ns
	revenu95 (74 469-109 215)	ns	ns	ns
	revenu99 (109 215-252 220)	-0.2539***	-0.3323***	-0.4112***
<b>Famille</b>	Compte Monsieur (ref)	ref	ref	ref
	Compte Madame	-0.6180***	-0.8776***	-0.9022***
	Compte joint	-14.0065***	-0.5933***	-0.6359***
	Compte Messieurs	ns	ns	ns
<b>aversion</b>			2.5572***	1.5861***
<b>probabilité de sinistre</b>				37.9150***
<b>% concordant</b>		82.7	87.5	85.8

\* signifie Proba<0.05  
 \*\* signifie Proba<0.01  
 \*\*\* signifie Proba<0.001

Les différentes tranches de revenu et de patrimoine sont exprimées en euros.

Le % concordant est un indicateur de la qualité de la régression. Il est calculé à partir du ratio (décision d'assurance prédite par le modèle / décision d'assurance observée).

## Bibliographie

- Attias-Donfut, C. (1995) 'Les solidarités entre générations. Vieillesse, familles, Etat' (Paris: Nathan).
- Attias-Donfut, C. (1996) 'Les solidarités entre générations' *Données Sociales* (Insee: Paris), 317-323.
- Bolin, K., Lindgren, B., and Lundborg, P. (2008) 'Your next of kin or your own carer? Caring and working among the 50 + of Europe', *Journal of Health Economics*, vol. 27, 718-738.
- Bonsang, E. (2009) 'Does informal care from children to their elderly parents substitute for formal care in Europe?' *Journal of Health Economics* 28, 143-154.
- Breuil-Genier, P. (1999) 'Caring for the Dependent Elderly: More Informal than Formal', *INSEE Studies*, n° 39, September.
- Brodsky, H., Green, A. and Koschera, A. (2003) 'Meta-analysis of psychosocial interventions for caregivers of people with dementia', *Journal of the American Geriatrics Society*, vol. 51, 657-664.
- Chen, Y.P. (2001) 'Funding long-term care in the United-States: the role of private insurance', *The Geneva Papers on Risk and Insurance – Issues and Practice* 26, 656-666.
- Coe, N. B., Van Houtven, C.H. (2009) 'Caring for mom and neglecting yourself? The health effects of caring for an elderly parent', *Health Economics*, vol.18, no. 9, 987-990.
- Costa-Font, J. and Rivera-Forns, J. (2008) 'Who is willing to pay for long term care insurance in Catalonia?', *Health Policy* 86, 72-84.
- Cour des Comptes (2005) *Les personnes âgées dépendantes*, November.
- Courbage, C. and Roudaut, N. (2008) 'Empirical Evidence on Long-term Care Insurance Purchase in France', *The Geneva Papers on Risk and Insurance – Issues and Practice*, 33, 645-658.
- Cutler, D. (1993) 'Why doesn't the market fully insure long term care?', NBER Working Paper no. 4301.
- Davin, B., Paraponaris, A. and Verger, P. (2009) 'Entre famille et marché : déterminants et coûts monétaires de l'aide informelle reçue par les personnes âgées en domicile ordinaire', *Revue Management & Avenir*, 2009/6 – no. 26.
- Debout, C and Lo, S.H. (2009) 'Les bénéficiaires de l'APA au 30 juin 2009', *Etudes et Résultats*, no.° 710 (DREES : Paris) November.
- Debout, C. (2010) 'La durée de perception de l'APA : 4 ans en moyenne', *Etudes et Résultats*, no.° 724 (DREES: Paris), April.
- Dos Santos, S. and Makdessi, Y. (2010) 'Une approche de l'autonomie chez les adultes et les personnes âgées : Premiers résultats de l'enquête Handicap-Santé 2008', *Etudes et Résultats*, no. 718 (DREES: Paris), February.
- Duée, M. and Rebillard, C. (2004) 'La dépendance des personnes âgées: une projection à long terme', *INSEE, série des documents de travail de la Direction des Études et Synthèses Économiques n° G2004/02*.
- Duée, M. and Rebillard, C. (2006) 'La dépendance des personnes âgées: une projection en 2040', *Données sociales - La société française*, no. 7, 613-619.
- Dufour-Kippelen, S. (2008) 'Les contrats d'assurance dépendance sur le marché français en 2006', *Etudes et Recherche* no.° 84 (DREES: Paris) December.
- Durand, R. and Taleyson, L. (2003) 'Les raisons du succès de l'assurance dépendance en France', *Risques – Les Cahiers de l'Assurance* 55, 115-120.
- Ennuyer, B. (2006) *Repenser le maintien à domicile: Enjeux, acteurs, organisation* (Dunod: Paris).
- Ernst&Young, (2010), *Les départements face au risque de la dépendance*, April
- FFSA (2009), *Les contrats d'assurance dépendance en 2009 (aspects quantitatifs)*, May.
- FFSA (2010), *Les contrats d'assurance dépendance en 2009 (aspects quantitatifs)*, April.
- Finkelstein, A. and McGarry, K. M. (2006) 'Multiple dimensions of private information: evidence from the long term care insurance market', *American Economic Review* 96(4), 938-958.
- Fontaine, R. Gramain, A. and Wittwer, J. (2007) 'Les configurations d'aide familiales mobilisées autour des personnes âgées dépendantes en Europe', *Economie et statistique, Programme National Persée*, vol. 403(1), 97-115.
- Fontaine, R. (2009), "Aider un parent âgé se fait-il au détriment de l'emploi?", *Retraite et Société*, vol.58, 31-61.
- Fontaine, R., Gramain, A. and Wittwer, J. (2009) 'Providing care for an elderly parent: interactions among siblings?', *Health Economics*, 18, 1011-1029.

- Fontaine, R. (2010), "Aide informelle ascendante et effet sur l'offre de travail des aidants", mimeo, available at <https://sites.google.com/site/romeofontaine/recherche>
- Geoffard, P.-Y. (2000), « Assurance maladie : la gestion du risque long », *Revue d'Economie Politique* 110(4), 457-482.
- Geoffard, P.-Y. (2010) 'Quelle assurance contre le risque dépendance?', in *Le choc des générations ? Dettes, retraites, dépendance...*, Regards croisés sur l'économie no. 7 (La Découverte: Paris).
- Gisserot, H. (2007) Perspectives financières de la dépendance à l'horizon 2025 : prévisions et marge de choix, Mission confiée à Hélène Gisserot, Procureur Général Honoraire auprès de la Cour des Comptes.
- Kessler D. (2008), "The Long-Term Care Insurance Market" *The Geneva Papers on Risk and Insurance - Issues and Practice* 33, 33-40.
- Kessler, D. (2010) 'Confronting the challenge of long-term care in Europe', *CESifo DICE Report*, no. 2, 18-23.
- Laferrère, A., (2011) 'Housing wealth as self-insurance for long-term care', this book.
- Le Bihan-Youinou B. and Martin C., (2006), « Travailler et prendre soin d'un parent âgé dépendant », *Travail, genre et société*, vol. 16, p. 77-96.
- Le Monde Argent (2009) 'Le Baromètre de la dépendance', *France Info – Le Monde – Ocirp*, 5 December.
- Legal, R. and Plisson, M. (2008) 'Assurance dépendance, effets de sélection et antisélection' *Journées des Economistes de la Santé Français*, 4 and 5 December.
- Norton, E. (2000) 'Long-Term Care', in A.J. Culyer and J.P. Newhouse (Editors), *Handbook of Health Economics*, vol.1, ch. 17 (Elsevier North Holland).
- Oster, E., Shoulson, I., Quaid, K. and Dorsey, E. R. (2009) 'Genetic adverse selection: Evidence from long-term care insurance and Huntington disease', *NBER WP* 15326.
- Plisson, M. (2009), *Assurabilité et développement de l'assurance dépendance*, thesis, Université Paris Dauphine, available on-line on the Chair of Demographic Transition website [http://www.dauphine.fr/fileadmin/mediatheque/chaires/chaire\\_transition/pdf/these\\_Plisson\\_2009.pdf](http://www.dauphine.fr/fileadmin/mediatheque/chaires/chaire_transition/pdf/these_Plisson_2009.pdf)
- Plisson, M. and Nouet, S. (2007) 'L'assurabilité et la place des produits dépendance en France', *Risques* n° 72, December.
- Prévoit, J. (2009), 'Les résidents des établissements d'hébergement pour personnes âgées en 2007', *Etudes et Résultats*, n°699, August.
- Rosso-Debord, V., (2010) *Rapport d'information sur la prise en charge des personnes âgées dépendantes*, Rapport de l'Assemblée Nationale.
- Sloan, F. A. and Norton, E. C. (1997) 'Adverse selection, bequests, crowding out, and private demand for insurance: Evidence from the long-term care insurance market', *Journal of Risk and Uncertainty* 15, 201-219.
- Scanlon, W. (1992) 'Long-term care financing reform possible directions', *Journal of Economic Perspectives* 6, 43-58.
- Sorensen, S., Pinquart, M., Duberstein, P. (2002) 'How effective are interventions with caregivers? An updated meta-analysis', *Gerontologist*, vol. 42, 356-372.
- Taleyson, L. (2003), 'La dépendance' in J. Blondeau and C. Partrat (under the supervision of) *La Réassurance — Approche technique* (Economica : Paris).
- Van Houtven, C., Norton, E. (2004), 'Informal care and health care use of older adults', *Journal of Health Economics* 23, 1159-1180.
- Van Houtven, C., Norton, E. (2008) 'Informal care and Medicare expenditures: Testing for heterogeneous treatment effects', *Journal of Health Economics* 27, 134-156.
- Vasselle, A. (2008), *Rapport d'étape sur la prise en charge de la dépendance et la création du cinquième risque*, Rapport du Sénat, 8 July.
- Wolff F.-C. (2000), « Transferts et redistribution familiale collective », *Revue économique*, vol. 51, n° hors-série, pp. 143-162.
- Wolff, F.-C., Attias-Donfut, C. (2007) 'Les comportements de transferts intergénérationnels en Europe', *Économie et Statistique*, vol. 403-404, 117-141.
- Zweifel, P. and Struve, W. (1998) 'Long term insurance in a two-generation model', *The Journal of Risk and Insurance*, 65, n°1, 13-32.

Précédents  
SCOR Papers



**SCOR Paper N°1 - Septembre 2008**

Using Capital Allocation to Steer the Portfolio towards Profitability

**SCOR Paper N°2 - Août 2008**

La bancassurance : généralisation ou déclin du modèle ?

**SCOR Paper N°3 - Décembre 2008**

Valuation in insurance and financial crisis

**SCOR Paper N°4 - Mars 2009**

Modern Companies and Extreme Risks

**SCOR Paper N°5 - Juillet 2009**

Securitization, Insurance and Reinsurance

**SCOR Paper N°6 - Janvier 2010**

De la nécessité d'adapter la réglementation sur la solvabilité en période de crise et d'accepter les risques inhérents à la situation

**SCOR Paper N°7 - Janvier 2010**

The Influence of Risk Measures and Tail Dependencies on Capital Allocation

**SCOR Paper N°8 - Mars 2010**

Principle-based Solvency: A Comparison between Solvency II and the Swiss Solvency Test

**SCOR Paper N°9 - Décembre 2010**

Le vieillissement : un phénomène mondial

**SCOR Paper N°10 - Décembre 2010**

PrObEx: a New Method for the Calibration of Copula Parameters from Prior Information, Observations and Expert Opinions

**SCOR Paper N°11 - Décembre 2010**

Le risque de développement

**SCOR Paper N°12 - Décembre 2010**

Étude de l'impact de l'inflation et de la croissance du PIB sur l'évolution des primes en assurance IARD et en assurance Vie

**SCOR Paper N°13 - Mars 2011**

Preparing for Solvency II: Points of debate in the Standard Formula

**SCOR Paper N°14 - Avril 2011**

Modélisation du risque opérationnel dans le secteur de l'assurance

Chaque année, SCOR récompense à travers le Prix de l'actuariat les meilleurs travaux de recherche en sciences actuarielles. Ce prix est destiné à promouvoir et à encourager la recherche en sciences actuarielles, et à contribuer à l'amélioration des connaissances et de la gestion des risques. Les jurys sont composés d'universitaires et de professionnels de l'assurance, de la réassurance et de la finance.



Prix de l'actuariat

**SCOR**  
Global Risk Center

Les SCOR Papers, édités par SCOR, sont l'une des composantes du SCOR Global Risk Center.

Le SCOR Global Risk Center rassemble et analyse les ressources les plus pertinentes sur le risque. Il comporte à la fois des documents internes et des ressources externes sélectionnées par SCOR.

Pour l'accès au SCOR Global Risk Center : [www.scor.com](http://www.scor.com) ou [www.scorglobalriskcenter.com](http://www.scorglobalriskcenter.com)